

ESTRUCTURA DE TASAS DE INTERES EN CHILE: ¿QUE TAN BUEN
PREDICTOR DE CRECIMIENTO E INFLACION?

VIVIANA FERNÁNDEZ*

ABSTRACT

Based upon Granger causality and Pesaran-Shin's generalized impulse-response functions, this paper studies the link between the term structure and economic growth, and the link between the term structure and actual and expected percent changes of the Consumer Price Index (CPI) in Chile. Our measure of economic growth is the percent variation in the Monthly Indicator of Economic Activity of the Central Bank of Chile (IMACEC). The slope and the level of the term structure are captured, respectively, by the spread of long and short-term interest rates—in real and nominal terms—, and the short real rate.

Our main findings can be summarized as follows. First, when considering a short-term horizon, the relationship between the percent change in the IMACEC, the spread of nominal and real rates, and the level of the short real rate is, in general, weak in statistical terms. For a longer-term horizon, the strongest relationship is that observed between the level of the short real rate and the 12-month percent variation in the IMACEC.

* Ph. D en Economía, UC Berkeley; Post-Doctorado en Finanzas, U. de Chicago. Profesor Asistente del Instituto de Economía de la Pontificia Universidad Católica de Chile (PUC). Avenida Vicuña Mackenna 4860, Macul, Casilla 76-Correo 17. Santiago-Chile. Correo electrónico: vfernand@volcan.facea.puc.cl. Este trabajo forma parte de un proyecto de investigación sobre modelado de la estructura de tasas de interés en Chile, presentado en el encuentro latinoamericano de la Sociedad Econométrica en Cancún, México, en agosto de 1999, y en el encuentro de la LACEA, Santiago de Chile, octubre de 1999. Las ideas aquí expuestas se han beneficiado por comentarios y sugerencias recibidos en seminarios en el Instituto de Economía de la PUC y en ILADES. Agradezco, asimismo, los comentarios de Felipe Zurita y Luis Felipe Lagos y de dos árbitros anónimos. Cualquier error u omisión es de mi responsabilidad.

Key words: Granger causality, generalized impulse-response function, interest rates spread, economic growth, inflation.

JEL Classification: E43

Second, the link between inflation and the nominal spread of interest rates is weak, especially for a long-term horizon. Moreover, changes in the CPI seem to have more predictive power to explain changes in the spread of nominal interest rates than vice versa. We believe that one explanation may be the price inertia existing in the Chilean economy due to indexation. Indeed, it is possible that changes in expected inflation transmit to the spread of nominal interest rates faster than they do to actual inflation.

1. INTRODUCCIÓN

En años recientes un número no despreciable de estudios ha demostrado que la estructura de tasas de interés o curva de rendimientos proporciona información (expectativas) acerca de las condiciones económicas futuras. Específicamente, se ha argüido que el *spread* o diferencial de tasas nominales largas y cortas entrega información sobre expectativas de inflación y crecimiento futuro (por ejemplo, Bernanke, 1990; Estrella y Hardouvelis, 1991; Bernard y Gerlach, 1996; Kozicki, 1997; Estrella y Mishkin, 1998; Ivanova, Lahiri y Seitz, 1999).

La literatura presenta básicamente tres hipótesis sobre el valor predictivo del *spread* de tasas (nominales) (véase Kozicki, 1997, y las citas que ahí se presentan). La primera hipótesis hace referencia a que el diferencial de tasas largas y cortas (*spread*) refleja el estado actual de la política monetaria. Esta se basa en la hipótesis de las expectativas de las tasas de interés¹. Una segunda hipótesis establece que el *spread* de tasas entrega información acerca de las condiciones del mercado del crédito, mientras que una tercera afirma que el *spread* de tasas permite hacer pronósticos de la tasa de inflación futura.

La primera hipótesis señala que un *spread* bajo refleja una política monetaria restrictiva. Ello, porque las tasas de interés a largo plazo son un promedio ponderado de las tasas cortas futuras más un premio por riesgo asociado al plazo de su vencimiento. Por lo tanto, si las tasas cortas son relativamente altas en relación a las largas, ello es indicativo de que la autoridad persigue mantener una política monetaria restrictiva.

Alternativamente, otros autores han sugerido que las tasas cortas siguen de cerca el comportamiento de instrumentos de política monetaria (en Chile, por ejemplo, la tasa de instancia monetaria). Por ello, cuando la política monetaria se hace más restrictiva las tasas cortas aumentan. Sin embargo, las tasas largas no reaccionan con la misma intensidad que las cortas y por ello el *spread* cae². De

¹ Esta establece que las tasas de interés *forward* son estimadores insesgados de las tasas de interés futuras esperadas.

² Por ejemplo, en Chile la correlación entre las tasas de interés de los Pagarés Reajustables del Banco Central de Chile (PRBC) a 90 días (tasa corta) y los Pagarés Reajustables del Banco Central con cupones (PRC) a 8, 10, 12 y 20 años (tasas largas) oscila entre 23 y 30 por ciento. En contraste, la correlación de las tasas de los PRC para dichos cuatro plazos entre sí es alrededor del 99 por ciento.

esta hipótesis se deduce que una política monetaria restrictiva y, por lo tanto, un *spread* bajo, es indicativa de que el ritmo de actividad económica y la tasa de inflación caerán a futuro. Lo contrario sucede cuando la autoridad decide relajar la política monetaria.

La segunda hipótesis establece que el *spread* contiene información sobre las condiciones del mercado del crédito. Las tasas a largo plazo reflejarían, bajo esta hipótesis, la existencia de equilibrio entre oferta y demanda en el mercado del crédito. Por ello, aunque éstas podrían reaccionar frente a cambios en la política monetaria, las tasas largas pueden experimentar variaciones en la ausencia de tales cambios porque su nivel se determina en los mercados financieros. La hipótesis del mercado del crédito predice que un aumento en el *spread* causado por un aumento en las tasas largas antecede un mayor crecimiento en términos reales y una mayor tasa de inflación. En verdad, un aumento en la demanda por crédito es un augurio de un mayor dinamismo de la economía, en la medida que mayores posibilidades de financiamiento facilitan aumentos en la inversión y el consumo.

Por último, se postula que el *spread* de tasas nominales refleja la dirección de cambios en la inflación futura. Ello, porque los movimientos en las tasas de interés nominales reflejarían, fundamentalmente, cambios en la inflación esperada, en vez de movimientos en las tasas de interés real (el llamado “efecto Fisher”. Véase Fama, 1975).

Concretamente, cuando las expectativas de inflación a más largo plazo aumentan, las tasas largas nominales se ajustan. Por ejemplo, una mayor credibilidad en la política monetaria conduciría a una tasa de inflación esperada más baja, menores tasas largas y, por lo tanto, a un *spread* más bajo. En otras palabras, esta hipótesis sugiere que una caída en el *spread* predice una caída en la tasa de inflación si los pronósticos de los inversionistas son correctos, en promedio.

Se ha sugerido que, además del *spread*, el nivel de la estructura de tasas o curva de rendimientos puede ser también una herramienta útil para predecir crecimiento real e inflación. Ello, porque el nivel general de las tasas de interés para distintos plazos es un reflejo de la demanda y oferta total por crédito. Si el nivel de la curva de rendimientos es medido en términos de tasas nominales a corto plazo, este podría ser útil para predecir crecimiento real e inflación porque las tasas cortas pueden contener información acerca de la posición vigente de la autoridad monetaria. En particular, fluctuaciones en el *spread* de tasas no sólo pueden reflejar cambios en el manejo de la política monetaria sino también movimientos en el premio por riesgo. Por ello, el nivel de las tasas cortas sería una medida más limpia de qué tan restrictiva o no se espera que sea la política monetaria a futuro.

Es importante señalar que, excepto por la existencia de estas tres hipótesis, la teoría en esta área de las finanzas está muy poco desarrollada. En un *survey* relativamente reciente, Levine (1997) señala que no se tiene un conocimiento suficientemente riguroso de la emergencia, desarrollo e implicaciones económicas de las distintas estructuras financieras. Asimismo, el autor señala que un área que necesita mayor investigación hace referencia a la influencia del nivel y la tasa de crecimiento de la economía en el sistema financiero. En efecto, una lectura cuidadosa de las citas dadas al comienzo de esta introducción evidencia que las conclu-

siones obtenidas por sus autores se basan esencialmente en un análisis econométrico, sin mediar la previa formulación de un modelo teórico que avale o refute sus hallazgos.

En dicho aspecto nuestro estudio no es la excepción. No es el objetivo de este artículo desarrollar un modelo teórico que respalde alguna(s) de las tres hipótesis enunciadas anteriormente. El aporte de nuestro trabajo es realizar un estudio empírico riguroso de la relación entre algunas variables financieras, el producto y la inflación para la economía chilena, y comparar nuestros resultados con la evidencia internacional. Tal como lo señalamos en la próxima sección, la investigación en esta área ha sido casi inexistente en Chile.

Este trabajo está organizado como sigue. En la sección 2 resumimos brevemente la evidencia que ha sido reportada por otros autores, tanto a nivel nacional como internacional. En la sección 3 describimos la metodología utilizada en este estudio para cuantificar el impacto que tienen los cambios en variables financieras sobre el crecimiento y la inflación esperada y efectiva. En la sección 4 presentamos un análisis de la bondad de los *spread* de tasas de interés, tanto nominales como reales, y del nivel de la tasa real corta como predictores de las fluctuaciones en la actividad económica. Para ello consideramos variaciones porcentuales del IMACEC en un horizonte de corto y largo plazo (un mes y de 12 meses, respectivamente). Analizamos el poder predictivo de las variables financieras mediante la técnica de causalidad a la Granger y el instrumental de funciones de impulso-respuesta generalizadas de Pesaran y Shin (1998).

En la sección 5 del trabajo nos abocamos a estudiar la relación entre los *spread* de tasas de interés nominales, la tasa de interés real de corto plazo y la tasa de variación porcentual del índice de precios al consumidor (IPC), tanto mensual como en 12 meses. También investigamos la relación entre la inflación esperada, el *spread* de tasas nominales y la tasa de interés real de corto plazo. Finalmente, la sección 6 resume nuestras principales conclusiones.

2. INVESTIGACIÓN PREVIA

La investigación en esta área ha sido escasa en Chile. Excepciones son Zúñiga y Soria (1999) y Walker (1998). En su trabajo (no publicado), Zúñiga y Soria buscan relacionar el producto real con algunas de las principales variables económicas y financieras para el período 1987-1997. Los autores concluyen que el *spread* de tasas de interés real (la diferencia entre las tasas de Pagarés Reajustables a 10 años y operaciones reajustables de 90 a 365 días) contiene poca información sobre la actividad futura, cuando se lo compara con el nivel de las tasas de interés real de corto (Pagarés Reajustables a 90 días), mediano (operaciones reajustables a 1-3 años) y largo plazo (Pagarés Reajustables a 10 y 8 años)³.

³ En rigor, las tasas reajustables de acuerdo a la Unidad de Fomento (U.F.) no constituyen tasas de interés real puras. Ello, por cuanto la reajustabilidad está definida de acuerdo a la tasa de inflación del mes anterior, y no en base a expectativas de inflación futura.

Asimismo, Zúñiga y Soria concluyen que los retornos accionarios contienen información relevante del nivel de actividad económica, pero sólo para un horizonte corto (menos de un año). Otras variables, tales como el tipo de cambio nominal y los agregados monetarios (M1), no parecen ser relevantes para predecir el nivel de actividad futura.

Walker, en tanto, se aboca a estudiar la relación entre los retornos accionarios y el nivel de actividad entre mediados de los 80's y mediados de los 90's. A diferencia de Zúñiga y Soria, el autor concluye que los retornos accionarios históricos son útiles para predecir el crecimiento del producto futuro, hasta con dos años de anticipación. Asimismo, Walker concluye que las tasas de crecimiento del producto, inclusive dos años en el futuro, explican en forma significativa los retornos accionarios pasados.

Esta línea de investigación, en contraste, ha sido objeto de numerosos estudios para mercados financieros desarrollados, en particular para los Estados Unidos. Bernanke (1990), por ejemplo, concluye que el *spread* entre las tasas de los papeles comerciales y de las letras del Tesoro Americano es un buen predictor de actividad económica futura. Estrella y Hardouvelis (1991) encuentran que la pendiente de la curva de rendimientos (medida por el *spread*) permite predecir cambios acumulados en el crecimiento del producto interno bruto (PIB) en un horizonte de 4 años en el futuro. Asimismo, concluyen que la curva de rendimiento tiene poder predictivo sobre la inflación rezagada, el crecimiento del PIB rezagado, un índice de indicadores líderes y la tasa de interés de corto plazo.

En un estudio reciente, Estrella y Mishkin (1998) evalúan la capacidad de los *spreads* de tasas y sus niveles, los agregados monetarios, los precios de activos financieros, los indicadores líderes, entre otros, para predecir recesiones en los Estados Unidos. Los autores concluyen que entre las variables no financieras, los indicadores líderes y el PIB son los mejores predictores en el corto plazo. Entre las variables financieras, el precio de los activos y el *spread* de letras de crédito muestra un comportamiento similar al de los indicadores líderes, aunque el ajuste es inferior, en particular para las letras de crédito.

Ejemplos de estudios en esta área para un conjunto de países son Kozicki (1997) y Bernard y Gerlach (1996). Utilizando una muestra de 10 países industrializados para el periodo 1976-1996, Kozicki concluye que el *spread* de tasas nominales tiene un poder predictivo máximo de alrededor de 1 año para el crecimiento real y de 3 años para la inflación. Asimismo, la autora concluye que el *spread* es relevante para predecir crecimiento real, mientras que el nivel de la tasa real de corto plazo es relevante para predecir inflación. Ello, porque el nivel de la tasa corta indica cuán restrictiva es la política monetaria, mientras que el *spread* también contiene información sobre las condiciones del mercado del crédito.

Bernard y Gerlach estudian la capacidad de la estructura de tasas de interés para predecir recesiones en un conjunto de 8 países industrializados entre los años 70's y comienzos de los 90's. Por medio de un modelo probit, los autores concluyen que la pendiente de la estructura de tasas doméstica provee información sobre la probabilidad de ocurrencia de una recesión en los 8 países. Sin embargo, la evidencia es menos fuerte para Japón que Alemania o Estados Unidos,

por ejemplo. Los autores encuentran que la estructura de tasas permite predecir recesiones hasta con 6 u 8 semestres de anticipación.

Asimismo, Bernard y Gerlach concluyen que la información adicional contenida en el *spread* de tasas de interés entre Estados Unidos y Alemania tiene relevancia sólo en casos aislados, como el de Japón. Finalmente, los autores encuentran que los indicadores líderes contienen información adicional para predecir recesiones sólo en el futuro cercano.

Dentro de la investigación a nivel nacional, nuestro trabajo guarda relación con el de Zúñiga y Soria (1999). Sin embargo, nuestras conclusiones se basan en una metodología econométrica distinta a la de dichos autores, cuyo análisis hace uso sólo de regresiones simples. Además, nos abocamos a estudiar temas no cubiertos anteriormente. En particular, investigamos qué tan informativos son los *spread* de tasas reales y nominales y el nivel de la tasa de interés real (corta) acerca del ritmo de la actividad económica futura y de la tasa de inflación efectiva y esperada.

3. METODOLOGÍA

A la fecha, algunos estudios han utilizado modelos de vectores autorregresivos (VARs) y el concepto de causalidad a la Granger para cuantificar el poder predictivo de la curva de rendimientos con respecto a fluctuaciones en el ritmo de la actividad económica (véase, por ejemplo, Friedman y Kuttner, 1993; Sauer y Scheide, 1995). Otros artículos, que han estudiado períodos de tiempo suficientemente largos, han modelado la probabilidad de recesión mediante modelos probit que incorporan dentro de sus variables explicativas el *spread* de tasas largas y cortas (véase, por ejemplo, Bernard y Gerlach (1996) para una muestra de 8 países).

Recientemente, Ivanova, Lahiri y Seitz (1999) han argüido que la metodología de los vectores autorregresivos y de los modelos probit presenta la falencia de medir el impacto del *spread* de tasas sobre fluctuaciones en la actividad económica mediante un número fijo de rezagos que no distingue entre períodos de recesión y de auge. A fin de superar dicha limitación, los autores utilizan un modelo markoviano con dos cambios de régimen (véase Hamilton, 1994) que permite al comportamiento de la economía variar entre expansiones y recesiones, en términos de duración y de volatilidad.

En el caso concreto de nuestro estudio, la crítica de Ivanova *et al.* a los modelos VARs –instrumental a ser utilizado en las próximas secciones– no se aplica. Ello, porque el período bajo análisis (finales de 1992-comienzos de 1998) no evidencia que la economía chilena haya experimentado una recesión⁴. En verdad, las variaciones mensuales del Índice de Actividad Económica Mensual (IMACEC)

⁴ Se define, generalmente, una recesión como un período de dos o más trimestres consecutivos en los cuales cae el producto interno bruto.

del Banco Central de Chile en dicho período son todas positivas, mientras que para variaciones en 12 meses, el período más largo de caídas consecutivas es de tres meses (julio-septiembre de 1993: -0.41, -0.54 y -1.97 por ciento, respectivamente).

Otro tema que ha suscitado controversia es la metodología de descomposición de varianza y de las funciones impulso-respuestas ortogonalizadas utilizada en los modelos VARs. Se ha argüido que los VARs no pueden ser considerados estructurales en un sentido econométrico, a menos que se haga algún supuesto de exogeneidad débil⁵ o, alternativamente, de predeterminación de las variables contemporáneas pertenecientes a las ecuaciones estructurales. De lo contrario, las innovaciones no pueden ser asociadas a una variable en particular. En verdad, la descomposición de varianza y las funciones impulso-respuesta tradicionales no son inmunes al orden que se les dé a las variables incluidas en el VAR.

En vista de esta deficiencia, se ha recomendado el uso de VARs estructurales y semiestructurales (SVARs), los cuales imponen restricciones que permiten identificar completa o parcialmente, respectivamente, los parámetros estructurales del modelo. (Para un tratamiento econométrico riguroso, véase Hamilton, 1994). Valdés (1998), por ejemplo, utiliza un VAR semiestructural para estudiar los efectos de la política monetaria en Chile. A fin de lograr identificación parcial de los parámetros estructurales de su modelo, el autor supone que la variable de política monetaria demora, al menos, un período en reaccionar ante innovaciones de otras variables. Gali (1996), por otra parte, logra la identificación de su sistema de empleo y productividad asumiendo que los *shocks* de demanda agregada no afectan la productividad en el largo plazo.

Hamilton (1994) argumenta que en la práctica resulta complejo proponer condiciones de identificación convincentes. Por ejemplo, es difícil justificar económicamente restricciones de exclusión. Por otra parte, inferir relaciones de causalidad estructurales en base a correlaciones observadas en los datos puede conducir a conclusiones erróneas. Es más, no siempre es posible encontrar supuestos de identificación creíbles que nos permitan identificar relaciones de causalidad en un conjunto arbitrario de variables.

Asimismo, las condiciones de identificación impuestas hacen que los resultados de la estimación sean, en primer término, contingentes a la elección de dichas restricciones y, en segundo término, no siempre económicamente intuitivos. Por ejemplo, Gali encuentra que el empleo responde negativamente a *shocks* tecnológicos positivos⁶, mientras que Valdés encuentra que un incremento en la tasa de instancia monetaria provoca un incremento en la inflación subyacente (aunque estadísticamente no significativo).

⁵ Se dice que una variable "x" es exógena en un sentido débil si su estructura estocástica no es relevante para estimar los parámetros de interés en un modelo en que una cierta variable aleatoria "y" es una función de valores pasados de sí misma y valores presente y pasados de x.

⁶ Si se permite que los *shocks* de demanda agregada tengan un pequeño impacto negativo sobre la productividad en el largo plazo, se concluye exactamente lo contrario. (Véase Sarte, 1997, para una discusión).

En el caso concreto de nuestro estudio, no resulta en absoluto evidente, en base a la teoría existente, qué tipo de restricciones de identificación debiera ser impuesto a priori. Es por ello que, a fin de evitar supuestos *ad hoc* que condicionen nuestras conclusiones, nuestro estudio se basa en VARs no restringidos. No obstante, conscientes de que las funciones de impulso-respuestas tradicionales (ortogonalizadas) presentan la falencia de depender del ordenamiento dado a las variables del VAR, utilizamos el método de funciones de impulso-respuesta generalizadas propuesto por Pesaran y Shin (1998)⁷.

Este último no requiere de la ortogonalización de las innovaciones ni tampoco depende del orden dado a las variables del VAR⁸. Pesaran y Shin ilustran con un VAR trivariado, conformado por observaciones de inversión, consumo y gasto de los Estados Unidos para el período 1948(1): 1988(4), las diferencias substanciales que pueden surgir entre las respuestas entregadas por las funciones de impulso-respuesta tradicionales y aquellas generalizadas (Véase el apéndice para una descripción de este último método).

4. LOS *SPREAD* DE TASAS NOMINALES Y REALES ¿EXPLICAN EL CRECIMIENTO ECONÓMICO?

El período de la muestra, tanto para esta sección del artículo como para las siguientes, comprende desde diciembre de 1992 a abril de 1998 (fuente: Boletines mensuales e informes económicos y financieros del Banco Central de Chile). La razón para elegir este período se basa en que este se caracteriza, en general, por un crecimiento sostenido, libre de períodos de contracción económica, como los experimentados por Chile a comienzos y fines de los 90's. Nuestro objetivo es estudiar el poder de la estructura de tasas de interés real y nominal para predecir fluctuaciones en el ritmo de actividad económica y en la tasa de inflación efectiva y esperada, bajo condiciones "normales" de la economía.

Dejamos como una inquietud futura expandir nuestro análisis a un período de tiempo que abarque también la existencia de recesiones. Tal como lo mencionamos en la sección 3, ello podría requerir de alguna técnica econométrica alternativa a los VARs tal, como por ejemplo, aquella de los modelos markovianos de cambios de régimen.

En esta sección, en particular, estudiamos la relación entre las variaciones porcentuales del Índice Mensual de Actividad Económica (IMACEC) del Banco Central de Chile y el *spread* de tasas nominales. También analizamos las bondades de los *spread* de tasas reales y del nivel de la tasa real corta como predictores de

⁷ Este se encuentra implementado en el paquete "Microfit" 4.0.

⁸ Un enfoque a veces utilizado en la literatura consiste en ordenar las variables del VAR de acuerdo a test de causalidad a la Granger (véase Mill, 1993). No obstante, no hay ninguna razón teórica por la cual tal método debiera conducir a la misma respuesta entregada por las funciones de impulso-respuesta generalizadas.

los cambios en el ritmo de actividad económica. Para ello consideramos fluctuaciones del IMACEC para horizontes de corto (1 mes) y largo plazo (12 meses).

Nuestras estimaciones muestran que, cuando consideramos un horizonte de tiempo de muy corto plazo (un mes, en este caso), la relación entre la tasa de variación del IMACEC con los *spread* de tasas nominales y reales y con el nivel de la tasa de interés real (corta) no es fuerte en términos estadísticos, en general. Para un horizonte de más largo plazo, la relación más fuerte, en términos de causalidad a la Granger, es aquella observada entre el nivel de la tasa real (corta) y la variación porcentual del IMACEC en 12 meses.

4.1 Variaciones Porcentuales del IMACEC en el Corto Plazo

En primer término, estudiamos la relación entre los *spread* de depósitos bancarios y las fluctuaciones mensuales en el ritmo de actividad económica (Gráficos 1 y 2). Para ello, estimamos un VAR para el *spread* de tasas pagadas por los bancos comerciales en operaciones no reajustables de 1-3 años y 90-365 días (promedios mensuales en base anual) y la variación mensual porcentual del IMACEC⁹. (Ninguna de las dos series evidencia síntomas de la presencia de raíces unitarias). Dada la estabilidad observada en el sistema financiero en el período de la muestra, las tasas de interés pagadas a los depósitos bancarios son una buena aproximación de tasas libres de riesgo.

Debido a su pronunciada estacionalidad, la tasa de variación mensual del IMACEC fue corregida con el método X-11 aditivo antes de llevar a cabo las estimaciones¹⁰. El trabajar con la serie original obliga a la inclusión de un número excesivo de rezagos en el VAR. Ello provoca inestabilidad en los parámetros estimados, según los test tradicionales de estimadores recursivos, CUSUM, etcétera.

Nuestras estimaciones muestran que parte de la variabilidad en la tasa de crecimiento mensual (desestacionalizada) de la economía es explicada por el *spread* de tasas nominales. Sin embargo, tal poder explicativo comienza a evidenciarse sólo con un rezago de tres meses, y no es estadísticamente significativo al 1 por ciento de significancia. (El valor p del test de que el *spread* causa al crecimiento mensual de la economía a la Granger¹¹ es de 3 por ciento). La relación de causalidad es aún más débil en el sentido contrario. En verdad, las variaciones porcentuales mensuales en el IMACEC afectan al *spread* de tasas nominales, pero a un bajo nivel de confianza (igual o menor a 77 por ciento).

⁹ Este indicador comprende la casi totalidad de las actividades económicas incluidas en el Producto Interno Bruto, PIB.

¹⁰ Este método es utilizado cuando una serie puede ser descompuesta en la suma de un componente de tendencia y uno de estacionalidad.

¹¹ Se dice que “y es causada a la Granger por x” si x ayuda en la predicción de y, es decir, si los coeficientes de los rezagos de x son estadísticamente significativos. La afirmación “x causa a y a la Granger” no implica que y sea el efecto o resultado de x. La causalidad a la Granger en verdad mide precedencia y contenido informativo, pero no tiene la implicancia que generalmente se le da al término causalidad.

GRAFICO 1
SPREAD DE TASAS PARA OPERACIONES NO REAJUSTABLES DE
1-3 AÑOS Y 90-365 DIAS

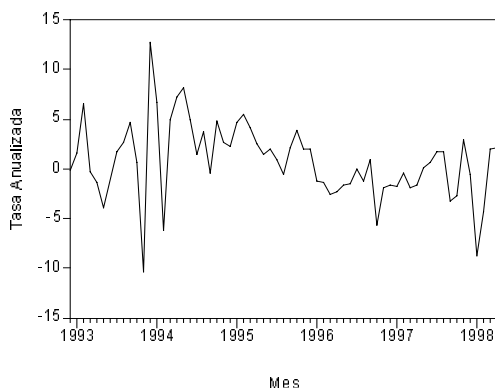
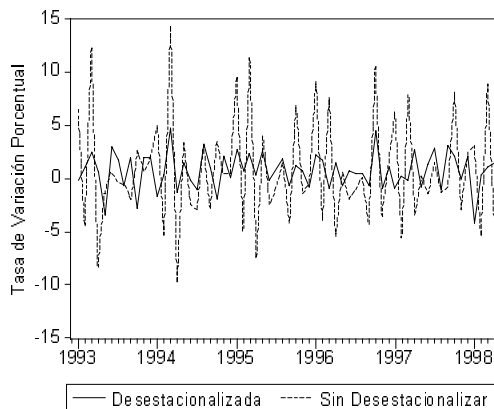


GRAFICO 2
VARIACIONES PORCENTUALES EN EL INDICE MENSUAL DE
ACTIVIDAD ECONOMICA



A fin de estudiar la reacción de cada variable frente a innovaciones infrin-
gidas al sistema, estimamos funciones de impulso-respuesta generalizadas¹².
Nuestros cálculos muestran que tanto el *spread* como la variación porcentual del
IMACEC vuelven a su equilibrio de largo plazo después de un período de, aproxi-
madamente, 20 meses. Sin embargo, ambas variables presentan un patrón cíclico,

¹²

En términos simples, dichas funciones muestran el efecto de una innovación de un
error estándar sobre los valores corrientes y futuros de las variables endógenas de un
sistema en equilibrio. Un *shock* a la variable *i*-ava afecta a ésta directamente, así como
al resto de las variables endógenas, mediante la dinámica que caracteriza al VAR. La
senda por la cual las variables vuelven al equilibrio se denomina respuesta al impulso.

una vez que la innovación ha tenido lugar. (Cabe señalar, no obstante, que el sistema es dinámicamente estable. Véase el apéndice para una formalización de este punto).

El mayor impacto sobre la tasa de crecimiento del IMACEC (en valor absoluto) se registra en el cuarto mes después de transcurrida la innovación. En efecto, una innovación de una desviación estándar (300 puntos base) en el *spread* de tasas nominales provoca un aumento porcentual del IMACEC a un mes de 0.6 por ciento en dicho período. Con excepción del noveno mes, en el cual se observa una tasa de variación del IMACEC del 0.28 por ciento, las respuestas que siguen a la innovación del *spread* de tasas nominales son, en general, estadísticamente no significativas al 95 por ciento de confianza.

Debido a la práctica de indexación, la mayoría de los papeles licitados actualmente por el Banco Central de Chile (90 días, 8, 10, 12, 14 y 20 años) son reajustados de acuerdo a la variación en la Unidad de Fomento, U.F. El Banco Central sólo licita papeles en tasas nominales a 42, 90 y 360 días. Por ello, resulta interesante contrastar la especificación anterior con aquella que considera la relación entre las variaciones mensuales del IMACEC y el *spread* de la tasa *real* larga y corta¹³.

Para tal efecto, utilizamos dos medidas alternativas para el *spread*: i) la diferencia entre las tasas pagadas por los bancos para operaciones reajustables (según U.F.) de 1-3 años y de 90-365 días (promedios mensuales), y ii) la diferencia entre las tasas de los Pagarés Reajustables del Banco Central de Chile a 8 años (PRC) y 90 días (PRBC) en promedios mensuales. La evolución de cada serie se ilustra en los Gráficos 3 (a) y (b), respectivamente.

El Cuadro 1 muestra los resultados de los test de causalidad a la Granger para un horizonte de 3 y 6 meses. Como vemos, el *spread* de documentos del Banco Central contiene mayor información acerca de los cambios porcentuales mensuales del IMACEC que el *spread* de depósitos bancarios. Esto es, el diferencial entre la tasa de largo (8 años) y la de corto plazo (90 días) contiene, en este caso, un mayor valor de predicción que aquel del diferencial de tasas de mediano y corto plazo (1-3 años y 90 días, respectivamente).

Es importante mencionar que el Banco Central mantuvo fija la tasa de PRBC a 90 días entre noviembre de 1992 y septiembre de 1994. Ello implica que las fluctuaciones del *spread* en dicho período provienen exclusivamente de las variaciones en el nivel de la tasa de los PRC a 8 años. A fin de verificar la robustez de nuestras conclusiones, recalculamos el test de causalidad a la Granger para la tasa de variación porcentual del IMACEC y el *spread* de papeles del Banco Central, excluyendo el período que va de noviembre de 1992 a septiembre de 1994.

13

Tal como lo señalamos previamente, las tasas de interés reajustadas de acuerdo a la U.F. no son, en verdad, una medida perfecta de tasas reales. No obstante, ignoraremos dicha limitación.

CUADRO 1
TEST DE CAUSALIDAD A LA GRANGER PARA VARIACIONES
PORCENTUALES MENSUALES EN EL IMACEC Y EL *SPREAD*
DE TASAS REALES

Hipótesis Nula	Probabilidad (3 rezagos)	Probabilidad (6 rezagos)
SPREADB no causa a VIMAC a la Granger	0.063	0.397
VIMAC no causa a SPREADB a la Granger	0.609	0.872
SPREADBC no causa a VIMAC a la Granger	0.057	0.062
VIMAC no causa a SPREADBC a la Granger	0.783	0.731

Notas: SPREADB es el *spread* de tasas pagadas por los bancos sobre las operaciones reajustables de 1-3 años y 90-365 días, en promedios mensuales (base anual), y SPREADBC es la diferencia entre las tasas de los Pagarés Reajustables del Banco Central de Chile a 8 años y 90 días, en promedios mensuales (base anual). Los test de raíces unitarias de Phillips-Perron, para un grado de truncamiento de Newey-West igual a 3, son de -3.133 y de -1.924 para SPREADB y SPREADBC, respectivamente, siendo el valor crítico al 5% de -2.907 y el de 10% de -2.591. Con ello, SPREADBC no pasa el test de raíces unitarias convencional. Sin embargo, es sabido que estos test tiene bajo poder en muestras pequeñas ($n=65$ en este caso). Un correlograma de la serie muestra que las autocorrelaciones muestrales tienden a caer a partir del sexto rezago: 0.887, 0.742, 0.595, 0.446, 0.348 y 0.246. Realizamos un test de raíces unitarias permitiendo quiebre en tendencia y constante. (Este ocurre aproximadamente en febrero de 1997). El valor del estadígrafo es -2.628, siendo el valor crítico al 95 por ciento de confianza de -1.29. Con ello, rechazamos la presencia de una raíz unitaria en la serie de SPREADBC.

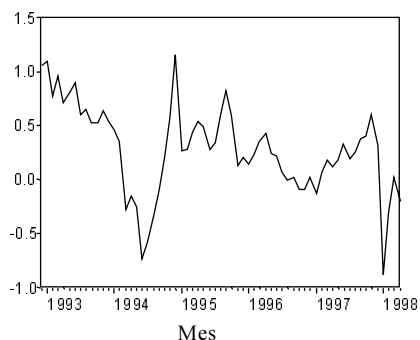
Nuestra conclusión, en cuanto a que las variaciones en el ritmo de actividad económica no contienen información sobre la pendiente de la curva de rendimientos para papeles del Banco Central, con vencimientos entre 90 días y 8 años, no se ve alterada. En tanto, el *spread* de papeles del Banco Central continúa siendo útil para predecir variaciones en el ritmo de actividad económica para un horizonte de 3 meses. Sin embargo, tal poder predictivo desaparece para un horizonte mayor de 6 meses. Una explicación para dicho fenómeno es que no es el *spread* de tasas el que más explica las fluctuaciones en el ritmo de actividad económica, sino el nivel mismo de la estructura de tasas. Tal conjetura se ve avalada para un horizonte de más largo plazo (véase sección 4.2).

En relación al punto anterior, resulta interesante utilizar el nivel de la tasa de interés real en vez del *spread* de tasas largas y cortas. Para tal efecto, utilizamos la tasa de depósitos pagada sobre las operaciones no reajustables a 90-365 días. Nuestra elección se basa en que, como ya sabemos, la tasa de PRBC a 90 días estuvo controlada por el Banco Central hasta septiembre de 1994. Por lo tanto, a fin de gozar de un mayor número de observaciones, optamos por las tasas bancarias.

GRAFICO 3
SPREAD DE TASAS REAJUSTABLES SEGUN U.F.

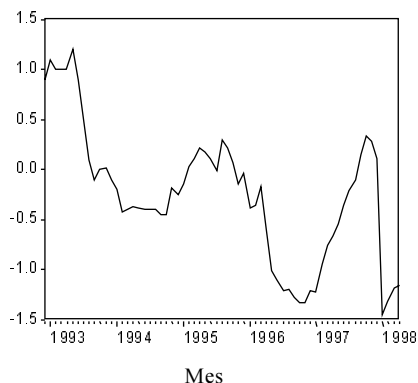
(a) Depósitos

Spread de Tasas de Depósitos Bancarios Reajustables



(b) Pagarés Reajustables del Banco Central de Chile

Spread de Tasas de Pagarés Reajustables del Banco Central de Chile



Es importante señalar, en todo caso, que esta tasa sigue muy cerca a la de los PRBC a 90 días. En verdad, el grado de correlación entre ambas series es de 97 por ciento para el período considerado en este estudio. El Cuadro 2 muestra los test de causalidad a la Granger para la tasa real considerada y las variaciones porcentuales mensuales del IMACEC. Como se aprecia, nuestra medida de la tasa real contiene cierto grado de información acerca de las fluctuaciones en el ritmo de actividad mensual (para un horizonte de tres meses), pero no viceversa.

CUADRO 2
TEST DE CAUSALIDAD A LA GRANGER PARA VARIACIONES PORCENTUA-
LES MENSUALES EN EL IMACEC Y LA TASA PAGADA SOBRE OPERACIONES
REAJUSTABLES A 90-365 DIAS

Hipótesis Nula	Probabilidad (3 rezagos)	Probabilidad (6 rezagos)
TASREAL no causa a VIMAC a la Granger	0.053	0.274
VIMAC no causa a TASREAL a la Granger	0.559	0.867

Notas: VIMAC representa la variación mensual del IMACEC, TASREAL es la tasa pagada por los bancos sobre las operaciones reajustables a 90-365 días en promedios mensuales (base anual).

En base al método de funciones de impulso-respuesta generalizadas, encontramos que un incremento de un error estándar en la tasa de interés real no tiene un impacto estadísticamente significativo (al 95 por ciento de confianza) sobre la tasa de variación mensual en el IMACEC. Además, el efecto negativo sobre el ritmo de actividad económica se diluye casi completamente dentro de un horizonte de 7 meses. Por ejemplo, la tasa de variación mensual del IMACEC tras 6 meses de ocurrida la innovación es de sólo -0.045 por ciento.

De las estimaciones deducimos que, cuando consideramos un horizonte de tiempo de muy corto plazo (un mes, en este caso), la relación entre la tasa de variación del IMACEC con los *spread* de tasas nominales y reales y con el nivel de la tasa de interés real (corta) no es fuerte en términos estadísticos, en general. Por ello, en la próxima sección nos abocamos a estudiar dichas relaciones en un horizonte de tiempo más largo.

4.2 Variaciones Porcentuales del IMACEC en un Horizonte de Más Largo Plazo

Nuestro análisis considera esta vez la variación porcentual del IMACEC en 12 meses (Gráfico 4)¹⁴. La relación entre el crecimiento en 12 meses y el *spread* de tasas nominales es más débil, en términos de causalidad a la Granger, que en el caso analizado en la sección anterior. En efecto, los rezagos del *spread* son buenos predictores de la tasa de variación porcentual del IMACEC en 12 meses sólo al 86 por ciento de confianza (Cuadro 3).

14 Al trabajar con la serie en variaciones en 12 meses, la estacionalidad desaparece casi completamente.

CUADRO 3
TEST DE CAUSALIDAD A LA GRANGER PARA VARIACIONES PORCENTUA-
LES EN 12 MESES EN EL IMACEC, *SPREAD* DE TASAS REALES Y NOMINALES
Y PARA LA TASA REAL CORTA

Hipótesis Nula	Probabilidad
SPREADB no causa a VIMAC a la Granger	0.489
VIMAC no causa a SPREADB a la Granger	0.575
SPREADBC no causa a VIMAC a la Granger	0.139
VIMAC no causa a SPREADBC a la Granger	0.741
SPNOM no causa a VIMAC a la Granger	0.143
VIMAC no causa SPNOM a la Granger	0.558
TASREAL no causa a VIMAC a la Granger	0.013
VIMAC no causa a TASREAL a la Granger	0.162

Notas: VIMAC es la variación en 12 meses del IMACEC, SPREADB es el *spread* de tasas pagadas por los bancos sobre las operaciones reajustables de 1-3 años y 90-365 días, en promedios mensuales (base anual), y SPREADBC es la diferencia entre las tasas de los Pagarés Reajustables del Banco Central de Chile a 8 años (PRC) y 90 días (PRBC), en promedios mensuales (base anual). Número de Rezagos=3. SPNOM es el *spread* de tasas nominales pagadas por los bancos sobre las operaciones no reajustables de 1-3 años y 90-365 días, en promedios mensuales (base anual). El número de rezagos para los test de causalidad entre VIMAC, los *spread* de tasas reales y el nivel de la tasa real corta es 3, mientras que toma el valor de 6 para el test de causalidad entre VIMAC y el *spread* de tasas nominales. El número de rezagos fue elegido mediante la minimización del criterio de Akaike.

Si miramos la función de impulso-respuesta generalizada (Gráfico 5), vemos que una innovación de una desviación estándar en el *spread* de tasas nominales (348 puntos base) conduce a variaciones positivas en la tasa de crecimiento en 12 meses en los meses venideros. (Sin embargo, en general, dichas variaciones no son estadísticamente significativas al 95 por ciento de confianza). El mayor impacto se registra tras 6 meses de ocurrida la innovación sobre el *spread*: la tasa de variación del IMACEC en 12 meses alcanza a un 0.57 por ciento, con una desviación estándar de 33 puntos base.

El hallazgo de una correlación positiva entre el *spread* de tasas nominales y el crecimiento de la economía se condice con los resultados de Kozicki (1997) para un conjunto de 10 países —Alemania, Canadá, Francia, Estados Unidos y Japón, entre otros— para el período 1970-1996. En el caso particular de los Estados Unidos, la autora encuentra que un incremento de 100 puntos base en el *spread* de tasas nominales —definido como la diferencia de las tasas nominales a 10 años y 3 meses de los bonos del Tesoro Americano— conduce a un aumento de 0.99 puntos porcentuales en el crecimiento del PIB real a un año.

En el caso de Chile, el mayor incremento sobre la tasa de crecimiento del IMACEC a 12 meses alcanza a 0.17 puntos porcentuales por cada 100 puntos base de incremento en el *spread* de tasas nominales. Dicho efecto es bastante menor al

de Estados Unidos, aunque no debe perderse de vista que las definiciones de producto y de *spread* no son exactamente las mismas que las de Kozicki. Además, si los cambios en el *spread* de tasas nominales se deben, en gran medida, a cambios en la inflación esperada (“efecto Fisher”), el alto grado de indexación de la economía chilena debería aminorar los potenciales efectos de un incremento en el *spread* de tasas nominales sobre el producto, en relación a una economía como la norteamericana, por ejemplo.

GRAFICO 4
EVOLUCION DE LAS FLUCTUACIONES DEL IMACEC EN 12 MESES

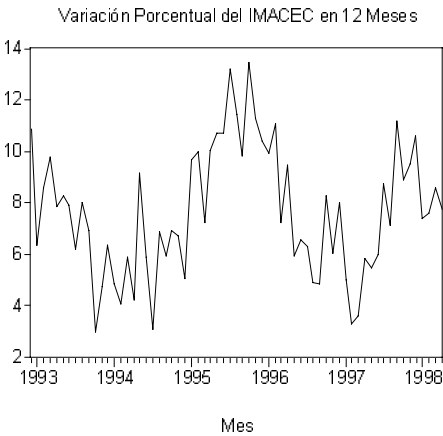


GRAFICO 5
FUNCION DE IMPULSO-RESPUESTA PARA LA VARIACION PORCENTUAL
DEL IMACEC (VIMAC) EN 12 MESES FRENTE A UNA INNOVACION EN EL
SPREAD DE TASAS NOMINALES (SPNOM)

Respuesta de VIMAC a una Innovación de 348 Puntos Base en SPNOM \pm 2 Desviaciones
Estándar

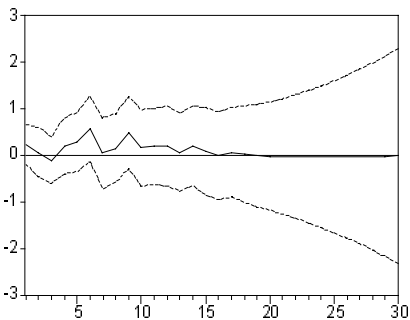
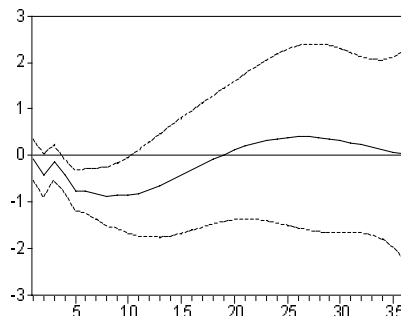


GRAFICO 6
 FUNCION DE IMPULSO-RESPUESTA PARA LA VARIACION PORCENTUAL
 DEL IMACEC (VIMAC) EN 12 MESES FRENTE A UNA INNOVACION EN LA
 TASA REAL CORTA

Respuesta de VIMAC a una Innovación de 23 Puntos Base en la Tasa Real Corta ± 2
 Desviaciones Estándar



Por otra parte, una innovación de una desviación estándar en la variación porcentual del IMACEC en 12 meses (160 puntos base) conduce a una caída en el *spread* de tasas nominales. En efecto, la mayor caída, correspondiente a 61 puntos base, se registra a 7 meses de transcurrida la innovación. Una explicación plausible para tal fenómeno es que el Banco Central decida elevar la tasa de instancia monetaria cuando prevé un potencial sobrecalentamiento de la economía. Dado que las tasas de interés de largo plazo no reaccionan a los *shocks* de política monetaria con la misma intensidad que las tasas de mediano y corto plazo, el *spread* de tasas caería.

La relación de causalidad entre el *spread* real —tanto bancario como de Pagares Reajustables— y las variaciones en el ritmo de actividad económica se debilita considerando un horizonte de tiempo de 12 meses (compárense los Cuadros 1 y 3). En contraste, lo contrario ocurre para el nivel de la tasa real y el ritmo de crecimiento de la economía. Ello se ilustra en el Gráfico 6 y se detalla en el Cuadro 4.

Concretamente, un alza de una desviación estándar en la tasa real de corto plazo hoy día conlleva a una caída en el crecimiento de la economía a un año en los próximos 18 meses, para luego retornar al equilibrio de largo plazo. Los efectos sobre la tasa de variación del IMACEC son significativos estadísticamente sólo a partir del cuarto mes en adelante. En particular, la mayor caída en el IMACEC en 12 meses -0.88 por ciento, aproximadamente, se registra 10 meses después de transcurrido el incremento en la tasa real de corto plazo.

CUADRO 4
IMPACTO DE UNA INNOVACION DE UN ERROR ESTANDAR
(23 PUNTOS BASE) EN LA TASA REAL CORTA SOBRE LA VARIACION
PORCENTUAL DEL IMACEC EN 12 MESES

Período (Mes)	Variación Porcentual del IMACEC	Error Estándar
1	-0.022	0.204
2	-0.368	0.208
3	-0.073	0.205
4	-0.406	0.167(*)
5	-0.754	0.211(*)
10	-0.881	0.373(*)
15	-0.408	0.620
20	0.165	0.799
25	0.453	0.950
30	0.365	1.040

Notas: (*) denota significativo al 95 por ciento de confianza.

Una de las especificaciones propuestas por Kozicki consiste en modelar la tasa de crecimiento de la economía como una función de rezagos de sí misma, del *spread* de tasas nominales, de la tasa real corta y de las interacciones entre la tasa real y el *spread*. La autora plantea que las interacciones podrían ser importantes si un cambio en el *spread* tiene distintas implicancias para el crecimiento real dependiendo del nivel de la tasa real.

CUADRO 5
TEST DE CAUSALIDAD A LA GRANGER DE LAS INTERACCIONES DE LA
TASA REAL CORTA CON EL *SPREAD* DE TASAS NOMINALES EN RELACION
A VARIACIONES PORCENTUALES DEL IMACEC EN 12 MESES

Hipótesis Nula	Probabilidad
INTER no causa a VIMAC a la Granger (1)	0.179
TASREAL no causa a VIMAC a la Granger (2)	0.019

Notas: Número de rezagos: 4. INTER representa la interacción entre el *spread* de tasas nominales (SPNOM) y la tasa real corta (TASREAL). (1) Una vez que se controla por el efecto de la tasa real. (2) Una vez que se controla por el efecto de la variable interacción.

En el Cuadro 5 mostramos los test de causalidad a la Granger para la interacción entre el *spread* de las tasas nominales y la tasa real corta (INTER), con

respecto a la variación porcentual del IMACEC en 12 meses (VIMAC). Como vemos, una vez que se controla por el efecto de la tasa de interés real, los rezagos de la variable INTER son buenos predictores de VIMAC sólo a un 82 por ciento de confianza. En tanto, el poder predictivo de los rezagos de la tasa real con respecto a VIMAC sigue siendo alto (98 por ciento de confianza), a pesar de la inclusión de los efectos de interacción.

Tal hallazgo no está alejado de los resultados de Kozicki, quien concluye que, en 8 de los 10 países considerados en su estudio, el efecto interacción no es estadísticamente distinto de cero¹⁵. Aunque, en contraste, la autora concluye que el *spread* de tasas de interés nominales es más importante que el nivel de la tasa real corta para predecir crecimiento en 6 de los 10 países examinados en su estudio.

5. *SPREAD* DE TASAS NOMINALES ¿QUÉ TAN BIEN PREDICE LA TASA DE INFLACIÓN?

En esta sección deseamos contrastar si el *spread* de tasas nominales es un buen predictor de la tasa de inflación. Evidencia de Fama (1990), Mishkin (1990, 1991) y Frankel y Lown (1994), entre otros, muestra que el *spread* puede contener información sobre cambios en la tasa de inflación, pero sólo en horizontes moderados. Kozicki (1997), en contraste, encuentra evidencia de que el *spread* de tasas ayuda a predecir la inflación entre 2 y 4 años en el futuro.

Al igual que en la sección 4, nos concentramos en un horizonte de corto y largo plazo.

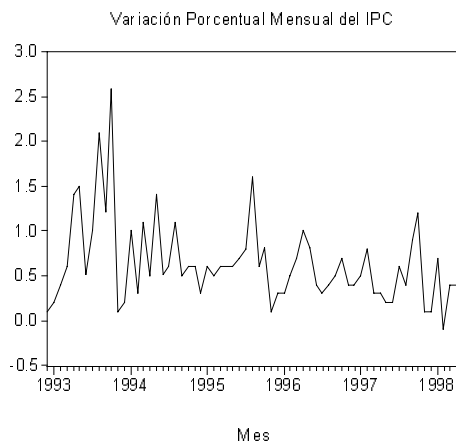
5.1 Variaciones Porcentuales del IPC en el Corto Plazo

En primer término, examinamos la conexión entre la tasa de inflación mensual y el *spread* de tasas nominales. Para ello, calculamos test de causalidad a la Granger para las variaciones porcentuales mensuales del IPC (Gráfico 7)¹⁶ y el *spread* de tasas nominales pagadas por los bancos para operaciones no reajustables de 1-3 años y 90-365 días, en promedios mensuales (base anual). El Cuadro 6 muestra que, en ambos casos, para un nivel de confianza elevado, encontramos que los rezagos de cada serie contienen información relevante para predecir el comportamiento de la otra.

15 El efecto interacción para los 10 países está calculado como el producto del *spread* de tasas de bonos del Tesoro a 10 años y 3 meses, y de la tasa real de un papel del Tesoro a tres meses.

16 Esta serie no presenta una estacionalidad tan marcada como la del IMACEC, por lo cual decidimos trabajar con los datos originales. Un test de raíces unitarias de Phillips-Perron sugiere que esta variable es estacionaria al 99 por ciento de confianza.

GRAFICO 7
VARIACIONES PORCENTUALES EN EL INDICE DE PRECIO AL
CONSUMIDOR (IPC)



CUADRO 6
TEST DE CAUSALIDAD A LA GRANGER PARA VARIACIONES
PORCENTUALES MENSUALES DEL INDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR
Y EL *SPREAD* DE TASAS NOMINALES

Hipótesis Nula	Probabilidad
INFL no causa a SPNOM a la Granger	0.000
SPNOM no causa a INFL a la Granger	0.045

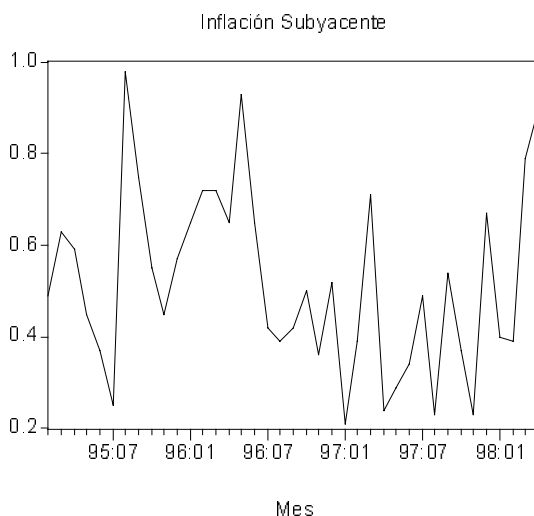
Notas: INFL representa la variación porcentual mensual del Índice de Precios al Consumidor (IPC) y SPNOM es el *spread* de tasas nominales pagadas por los bancos para operaciones no reajustables de 1-3 años y 90-365 días, en promedios mensuales (base anual). Número de Rezagos=10. La serie INFL es estacionaria al 99 por ciento de confianza de acuerdo a un contraste de Phillips-Perron de raíces unitarias: -7.29 , siendo el valor crítico al 1 por ciento de confianza de -4.10 .

Si aplicamos una innovación de una desviación estándar sobre el *spread* de tasas nominales (227 puntos base), observamos que el mayor impacto sobre la variación mensual del IPC se produce en el noveno mes de transcurrido el *shock*: 0.073 por ciento. En términos anualizados, esto significa un incremento de 0.88 por ciento. El impacto sobre la tasa de inflación comienza a hacerse bastante pequeño a partir del treintavo mes en adelante. Kozicki encuentra que, para su muestra de países, la contribución promedio del *spread* es aproximadamente 1.4 por ciento para un horizonte de un año por cada 100 puntos base. La menor reacción registrada en el caso chileno puede deberse, nuevamente, a la inercia de los precios de la economía chilena.

A fin de ver cuán sensibles son los hallazgos anteriores a la inclusión de los componentes más volátiles del IPC (alimentos perecibles y energía), estudiamos la relación entre el *spread* de tasas y la inflación subyacente (Gráfico 8). Como se puede apreciar del Cuadro 7, los rezagos del *spread* de tasas nominales ayudan a predecir la inflación subyacente, pero sólo a un nivel de confianza del 91 por ciento. Es decir, el valor predictivo del *spread* es levemente inferior al caso en que se consideran todos los ítemes de la canasta. Por otra parte, un test de causalidad a la Granger muestra que los rezagos de la inflación subyacente no ayudan mayormente a la predicción del *spread* de tasas nominales.

Nuestra estimación de la función impulso-respuesta para la inflación subyacente indica que un aumento en el *spread* conduce a aumentos en la inflación subyacente en algunos meses venideros, pero que tales cambios no son significativos al 95 por ciento de confianza.

GRAFICO 8
VARIACIONES PORCENTUALES MENSUALES DEL IPC EXCLUYENDO
ALIMENTOS PERECIBLES Y ENERGIA



CUADRO 7
TEST DE CAUSALIDAD A LA GRANGER PARA LA INFLACION SUBYACENTE
Y EL *SPREAD* DE TASAS NOMINALES

Hipótesis Nula	Probabilidad
INFLS no causa a SPNOM a la Granger	0.698
SPNOM no causa a INFLS a la Granger	0.092

Notas: INFLS representa la variación porcentual mensual del Índice de Precios al Consumidor (IPC) excluyendo los ítemes alimentos perecibles y energía, y SPNOM es el *spread* de tasas nominales pagadas por los bancos para operaciones no reajustables de 1-3 años y 90-365 días en promedios mensuales (base anual). Número de Rezagos=6. Test de raíces unitarias para la inflación subyacente de Phillips-Perron para un grado de truncamiento de Newey-West igual a 3 es de -4.232, siendo el valor crítico al 1 por ciento igual a -3.611. La muestra comprende desde enero de 1995 a abril de 1998.

Hasta el momento no hemos considerado en nuestra especificación la posibilidad de que el nivel de la tasa real (corta) pueda también afectar la evolución de las variaciones del IPC (sin excluir los ítemes alimentos y energía). Como vemos en el Cuadro 8, el *spread* de tasas nominales es un mejor predictor de las variaciones porcentuales del IPC que la tasa real. En efecto, aun considerando 10 rezagos de la tasa real, éstos tienen significancia estadística sólo al 81 por ciento de confianza.

En contraste, el valor predictivo del *spread* de tasas nominales sigue siendo relativamente alto, aun después de incorporar rezagos de la tasa de interés real. Esta conclusión no se aleja de los hallazgos de Kozicki, quien encuentra que el nivel de la curva de rendimientos (en términos reales) no es relevante, una vez que se incorpora el *spread* de tasas nominales. En efecto, Kozicki concluye que el coeficiente estimado de la tasa de interés real de corto plazo (a 3 meses) no es significativamente distinto de cero para 6 de los 10 países de su muestra.

CUADRO 8
TEST DE CAUSALIDAD A LA GRANGER DE LA TASA REAL CORTA Y DEL
SPREAD DE TASAS NOMINALES EN RELACION A VARIACIONES
PORCENTUALES MENSUALES DEL IPC

Hipótesis Nula	Probabilidad
SPNOM no causa a INFL a la Granger (1)	0.117
TASREAL no causa a INFL a la Granger (2)	0.186

Notas: Número de rezagos=10. INFL representa las variaciones porcentuales mensuales en el IPC; SPNOM es el *spread* de tasas nominales y TASREAL es la tasa real corta, ambos definidos anteriormente. (1) Una vez que se controla por el efecto de la tasa real. (2) Una vez que se controla por el efecto de SPNOM.

Debido a la existencia de operaciones reajustables y no reajustables en el mercado financiero chileno, es interesante examinar la relación entre el *spread* de tasas nominales y las expectativas de inflación. Para tal fin, construimos una serie de inflación esperada mensual como la diferencia entre las tasas de interés pagadas sobre operaciones no reajustables y reajustables de 90 a 365 días. Nuestras estimaciones muestran que un alza en el *spread* de tasas nominales conduce a un incremento en la tasa de inflación esperada en los meses venideros. Ello hace sentido, ya que sabemos que un aumento en el *spread* antecede un mayor ritmo de actividad económica y, por ende, a una mayor presión inflacionaria.

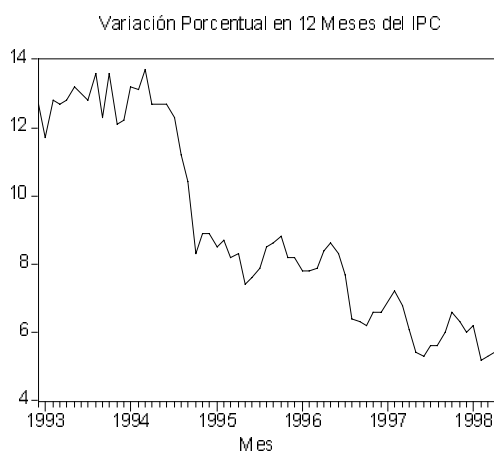
En efecto, una innovación de una desviación estándar (300 puntos base) en el *spread* de tasas nominales tiene su mayor impacto sobre la inflación esperada después de un período de tres meses: un incremento de 0.06 puntos porcentuales en base mensual o 0.75 puntos porcentuales en base anual. A partir del séptimo mes en adelante, no obstante, el impacto de la innovación comienza a desvanecerse.

También estudiamos la relación entre la tasa de interés real corta y las expectativas de inflación. Nuestros cálculos muestran que un incremento en la tasa de interés real conduce a una caída en las expectativas de inflación, al menos en los primeros meses. Ello es intuitivo en términos económicos, puesto que un alza en la tasa de interés real debiera afectar a la baja tanto el crecimiento de la actividad económica como la variación en el nivel general de precios. Sin embargo, nuestras estimaciones no son del todo concluyentes en cuanto a la existencia de una correlación negativa entre ambas variables.

5.2 Variaciones Porcentuales del IPC en un Horizonte de Más Largo Plazo

En esta sección nos concentramos en la variación porcentual en el nivel de precios en un horizonte de un año (Gráfico 9). Nuestras estimaciones muestran que los rezagos del *spread* nominal entregan escasa información sobre la tasa de inflación. No obstante, ésta ayuda a predecir el nivel del *spread* de tasas de interés a un elevado nivel de confianza (Cuadro 9). Es posible que los cambios en la inflación esperada se transmitan más rápidamente al *spread* de tasas nominales que a la inflación efectiva, debido a la reajustabilidad de los precios en función de la inflación pasada.

GRAFICO 9
VARIACION PORCENTUAL DEL INDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR
EN 12 MESES



Notas: Debido a la presencia de quiebres estructurales en la serie, llevamos a cabo un test de raíces unitarias que permite un quiebre en tendencia y en constante. Dicho test toma el valor de -4.681 , siendo el valor crítico al 95 por ciento de confianza igual a -1.46 . Por lo tanto, rechazamos la hipótesis nula de la presencia de una raíz unitaria. (El quiebre estructural se presenta aproximadamente en octubre de 1994).

Encontramos que una innovación aplicada sobre la variación porcentual del IPC en 12 meses tiene como primer efecto una caída en el *spread*. En los meses venideros, no obstante, éste aumenta, teniendo lugar el mayor incremento, significativo al 95 por ciento, en el segundo mes de ocurrida la innovación. Sin embargo, los incrementos van en disminución a través del tiempo, observándose que estos dejan de ser significativos, en términos estadísticos, rápidamente (Cuadro 10).

Una interpretación plausible es que el aumento en la tasa de inflación a 12 meses afecte inicialmente sólo a aquellas operaciones de más corto plazo. Sin

embargo, una vez que el *shock* ha sido internalizado, es factible que las tasas pagadas sobre depósitos entre 1 y 3 años también se vean alteradas debido a cambios en las expectativas de inflación de más largo plazo. Con ello, el efecto neto es un aumento en el *spread* de tasas nominales.

CUADRO 9
TEST DE CAUSALIDAD A LA GRANGER PARA VARIACIONES
PORCENTUALES EN 12 MESES DEL INDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR
Y EL *SPREAD* DE TASAS NOMINALES

Hipótesis Nula	Probabilidad
INFL12 no causa SPNOM a la Granger	0.019
SPNOM no causa a INFL12 a la Granger	0.430

Notas: INFL12 representa la variación porcentual en 12 meses del Índice de Precios al Consumidor (IPC) y SPNOM es el *spread* de tasas nominales (base anual) antes definido. Número de Rezagos=5.

CUADRO 10
IMPACTO DE UNA INNOVACION DE UNA DESVIACION ESTANDAR
(59 PUNTOS BASE) EN LA VARIACION PORCENTUAL EN 12 MESES DEL IPC
SOBRE EL *SPREAD* DE TASAS NOMINALES

Mes	Variación en el Spread de Tasas Nominales (Puntos Base)	Error Estándar
1	-0.802	0.387(*)
2	1.080	0.474(*)
5	0.392	0.461
10	0.341	0.286
15	0.292	0.211
20	0.235	0.213
25	0.214	0.236
30	0.189	0.264

Notas: (*) denota significativo al 95 por ciento de confianza.

En esta sección también exploramos las bondades de la tasa de interés real de corto plazo como predictor de la tasa de inflación en 12 meses, una vez que se controla por el efecto del *spread* de tasas nominales. Como vemos en el Cuadro 11,

la tasa de interés real tiene un valor predictivo levemente mayor, en términos de causalidad a la Granger, en este caso que con respecto a variaciones mensuales de la tasa de inflación. Es interesante notar que un incremento en la tasa de interés real corta conduce a una caída en la tasa de inflación, tal como la intuición lo sugeriría.

En efecto, al producirse un incremento en las tasas de interés real en la economía, se esperaría que ello condujera a una caída en la demanda agregada y, por lo tanto, a una caída en el nivel general de precios. El mayor impacto sobre la tasa de inflación en 12 meses ocurre 13 meses de transcurrida una innovación en la tasa de interés real corta de una desviación estándar (20 puntos base): -0.42 por ciento con un error estándar de 25.5 puntos base. (Ello implica que tal impacto es significativo al 90 por ciento de confianza).

Valdés (1998), en contraste, reporta que un aumento en la tasa de instancia monetaria del Banco Central de Chile conllevaría un incremento tanto de la inflación efectiva como de la subyacente (aunque no significativo para esta última). Es posible que este hallazgo, no del todo intuitivo económicamente, sea una consecuencia de los supuestos de identificación del VAR (semi) estructural que establece el autor.

CUADRO 11
TEST DE CAUSALIDAD A LA GRANGER DE LA TASA REAL CORTA Y DEL
SPREAD DE TASAS NOMINALES EN RELACION A VARIACIONES
PORCENTUALES DEL IPC EN 12 MESES

Hipótesis Nula	Probabilidad
SPNOM no causa a INFL a la Granger (1)	0.295
TASREAL no causa a INFL a la Granger (2)	0.169

Notas: Número de rezagos=6. INFL representa las variaciones porcentuales del IPC en 12 meses; SPNOM es el *spread* de tasas nominales y TASREAL es la tasa real corta, anteriormente definidos. (1) Una vez que se controla por el efecto de la tasa real. (2) Una vez que se controla por el efecto de SPNOM.

6. CONCLUSIONES

En este artículo hemos examinado la relación entre la estructura de tasas de interés y el crecimiento económico, así como la relación entre la estructura de tasas de interés y las variaciones esperadas y efectivas en el Índice de Precios al Consumidor (IPC). Nuestra medida de crecimiento económico está dada por las fluctuaciones en el índice de actividad mensual del Banco Central de Chile (IMACEC), mientras que para cuantificar la estructura de tasas nominales y reales hemos utilizado cifras de tasas pagadas sobre depósitos bancarios no reajustables y

tasas de Pagarés Reajustables del Banco Central de Chile y depósitos bancarios reajustables, respectivamente.

Nuestros principales hallazgos se pueden resumir de la siguiente forma. Primero, cuando consideramos un horizonte de tiempo de muy corto plazo, la relación entre la tasa de variación del IMACEC con los *spread* de tasas nominales y reales y con el nivel de la tasa de interés real (corta) no es fuerte en términos estadísticos, en general. Para un horizonte de más largo plazo, la relación más fuerte, en términos de causalidad a la Granger, es aquella observada entre el nivel de la tasa real (corta) y la variación porcentual del IMACEC en 12 meses.

Segundo, el vínculo entre la tasa de inflación y el *spread* de tasas nominales parece ser relativamente débil, especialmente para horizontes de tiempo relativamente largos. Es más, un test de causalidad a la Granger muestra que los cambios en el IPC tienen mayor poder predictivo para explicar cambios en el *spread* de tasas nominales que viceversa. Una explicación a este fenómeno puede radicar en la existencia de una alta indexación de la economía chilena. En efecto, debido a la inercia en los precios, los cambios en la inflación esperada se transmiten más rápidamente al *spread* de tasas nominales que a la inflación efectiva.

REFERENCIAS

- Bernanke, B. S. (1990), "On the Predictive Power of Interest Rates and Interest Rates Spreads" en *New England Economic Review*, Federal Reserve Bank of Boston, noviembre-diciembre, páginas 51-68.
- Bernard, H. y S. Gerlach (1996), "Does the Term Structure Predict Recessions? The International Evidence." Bank for International Settlements (BIS) working paper 37.
- Estrella, A. y G. Hardouvelis (1991), "The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity" en *The Journal of Finance* 46, 555-75.
- _____ y F. Mishkin (1998), "Predicting U.S. Recessions: Financial Variables as Leading Indicators" en *The Review of Economics and Statistics* 80, 45-61.
- Fama, E. (1975), *Foundations of Finance: Portfolio Decisions and Securities Prices*. Basic Books, Inc., Publishers. New York.
- _____ (1990), "Term-Structure Forecasts of Interest Rates, Inflation, and Real Returns" en *Journal of Monetary Economics* 25, 59-76.
- Fernández, V. (1999), "Estructura de Tasas de Interés en Chile: La Vía No Paramétrica" en *Cuadernos de Economía*, Año 36, No. 109, 1005-1034.
- Frankel, J. y C. Lown (1994), "An Indicator of Future Inflation Extracted from the Steepness of the Interest Rate Yield Curve along Its Entire Length" en *The Quarterly Journal of Economics* CIX, mayo, páginas 517-530.
- Friedman, B. y K. Kuttner (1993), "Why Does the Paper-Bill Spread Predict Real Economic Activity?", en *New Research in Business Cycles, Indicators, and Forecasting*, J. Stock y M. Watson (eds.), páginas 213-49.

- Gali, J. (1996), "Technology, Employment, and the Business Cycle: Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuations?" Mimeo, New York University.
- Greene, W. (1997), *Econometric Analysis*. Third Edition. Prentice Hall.
- Hamilton, J. (1994), *Time Series Analysis*. Princeton University Press.
- Ivanova D., K. Lahiri y F. Seitz (1999), "Interest Rate Spreads as Predictors of German Inflation and Business Cycles". The University of Albany-SUNY, Albany, New York. Working Paper.
- Kozicki, S. (1997), "Predicting Real Growth and Inflation with the Yield Spread" en *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, cuarto trimestre.
- Levine, R. (1997), "Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda" en *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXV, junio, páginas 688-726.
- Magendzo, Igal (1997), "La Política Monetaria en Chile en la Década de los Noventa: Objetivos, Herramientas e Indicadores" en *Serie de Estudios Económicos* N° 41, Banco Central de Chile.
- Mills, T. (1993), *The Econometric Modelling of Financial Time Series*. Cambridge University Press.
- Mishkin, F. (1991), "A Multi-Country Study of the Information in the Shorter Maturity Term Structure About Future Inflation", en *Journal of International Money and Finance* 10, marzo, páginas 2-22.
- _____ (1990), "What Does the Term Structure Tells Us about Future Inflation" en *Journal of Monetary Economics* 25, enero, páginas 77-95.
- Pesaran, H. y Y. Shin (1998), "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models" en *Economics Letters* 58, 17-29.
- Sarte, P. (1997), "On the Identification of Structural Vector Autoregressions", en *Economic Quarterly*, Federal Reserve Bank of Richmond, Vol. 83, No. 3, verano, páginas 45-67.
- Sauer, C. y J. Scheide (1995), "Money, Interest Rates Spreads, and Economic Activity", en *Weltwirtschaftliches Archiv* 131, 708-22.
- Valdés R. (1998), "Efectos de la Política Monetaria en Chile" en *Cuadernos de Economía*, Año 35, No. 104, 97-125.
- Walker, E. (1998), "Mercado Accionario y Crecimiento Económico en Chile" en *Cuadernos de Economía*, Año 35, abril, No. 104, 49-72.
- Zúñiga, S. y K. Soria (1999), "La Estructura de Tasas, los Retornos Accionarios y la Actividad Real. ¿Es Posible Predecir el Crecimiento Económico Chileno? Evidencia del Período 1989-1997". Manuscrito. Escuela de Ingeniería Comercial, Universidad Católica del Norte, Coquimbo-Chile.

APENDICE

I. Análisis de Estabilidad Dinámica

Consideremos el VAR(p)

$$(1) \quad y_t = \mu + \Pi_1 y_{t-1} + \Pi_2 y_{t-2} + \dots + \Pi_p y_{t-p} + v_t$$

El modelo anterior puede reescribirse como:

$$(2) \quad \begin{bmatrix} y_t \\ y_{t-1} \\ \dots \\ y_{t-p+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Pi_1 & \Pi_2 & \dots & \Pi_p \\ I & I & \dots & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ y_{t-2} \\ \dots \\ y_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_t \\ 0 \end{bmatrix}$$

$$\text{Sea } Z_t = \begin{bmatrix} y_t \\ y_{t-1} \\ \dots \\ y_{t-p+1} \end{bmatrix}, \delta = \begin{bmatrix} \mu \\ 0 \end{bmatrix}, \Psi = \begin{bmatrix} \Pi_1 & \Pi_2 & \dots & \Pi_p \\ I & I & \dots & 0 \end{bmatrix} \text{ y } \omega_t = \begin{bmatrix} v_t \\ 0 \end{bmatrix}.$$

Entonces (2) se transforma en:

$$(3) \quad Z_t = \delta + \Psi Z_{t-1} + \omega_t.$$

Utilizando el operador de rezagos, se tiene:

$$(4) \quad (I - \Psi L) Z_t = \delta + \omega_t$$

La condición de estabilidad es que el módulo de las raíces características de Ψ —ya sean éstas reales o complejas— sean menor que 1 en valor absoluto. Con ello, (4) puede ser reescrita como:

$$(5) \quad \begin{aligned} Z_t &= (I - \Psi L)^{-1} (\delta + \omega_t) \\ &= (I - \Psi)^{-1} \delta + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi^i \omega_{t-i} \end{aligned}$$

Para el VAR del *spread* de tasas nominales y variaciones porcentuales mensuales del IMACEC de la sección 4.1, la raíz característica mayor, en valor absoluto, es 0.66.

II. Función Impulso-Respuesta Generalizada

Considere un modelo de vectores autorregresivos aumentado:

$$(1) \quad x_t = \sum_{i=1}^p \Phi_i x_{t-i} + \Psi w_t + \varepsilon_t \quad t=1, 2, \dots, T$$

donde $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{mt})$ es un vector $m \times 1$ de variables dependientes determinadas conjuntamente, w_t es un vector $q \times 1$ de variables determinísticas y/o exógenas, y $\{\Phi_i, i=1, 2, \dots, p\}$ y Ψ son matrices de coeficientes $m \times m$ y $m \times q$, respectivamente. Se tiene el siguiente conjunto de supuestos:

Supuesto 1: $E(\varepsilon_t) = 0$, $E(\varepsilon_t \varepsilon_{t'}') = \Sigma$ para todo t , donde $\Sigma = \{\sigma_{ij}, i, j=1, 2, \dots, m\}$ es una matriz $m \times m$ positiva definida, $E(\varepsilon_t \varepsilon_{t'}') = 0$ para todo $t \neq t'$ y $E(\varepsilon_t | w_t) = 0$.

Supuesto 2: Todas las raíces de $\left| I_m - \sum_{i=1}^p \Phi_i z^i \right| = 0$ yacen fuera del círculo unitario.

Supuesto 3: $x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_{t-p}, w_t, t=1, 2, \dots, T$, no son perfectamente colineales.

Bajo el supuesto 2, x_t es covarianza estacionaria, y la ecuación (1) puede ser reescrita mediante una representación de promedio móvil infinito,

$$(2) \quad x_t = \sum_{i=0}^{\infty} A_i \varepsilon_{t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} G_i w_{t-i} \quad t=1, 2, \dots, T$$

donde las matrices $A_i, m \times m$ puede ser obtenidas mediante la recursión:

$$(3) \quad A_i = \Phi_1 A_{i-1} + \Phi_2 A_{i-2} + \dots + \Phi_p A_{i-p} \quad i=1, 2, \dots$$

donde $A_0 = I_m$ y $A_i = 0$ para $i < 0$, y $G_i = A_i \Psi$.

Si denotamos la historia de la economía conocida hasta $t-1$ por el conjunto de información no decreciente Ω_{t-1} , la función de impulso-respuesta generalizada de x_t para un horizonte n , está definida por:

$$(4) \quad GI_x(n, \delta, \Omega_{t-1}) = E(x_{t+n} | \varepsilon_t = \delta, \Omega_{t-1}) - E(x_{t+n} | \Omega_{t-1}),$$

donde $\delta = (\delta_1, \dots, \delta_m)$ es un vector $m \times 1$ de *shocks* infringidos sobre la economía.

De (2) y (4), se tiene que $GI_x(n, \delta, \omega_{t-1}) = A_n \delta$, la cual no depende de ω_{t-1} pero sí de la composición de los *shocks*, definida por δ . El enfoque tradicional consiste en elegir δ mediante la descomposición de Cholesky de Σ :

$$(5) \quad PP' = \Sigma,$$

donde P es una matriz $m \times m$ triangular inferior, tal que $\xi_t = P^{-1} \varepsilon_t$ son ortogonales.

Esto es, $E(\xi_t \xi_t') = I_m$.

Un enfoque alternativo consistiría en utilizar (4) directamente pero, en vez de infringir un *shock* a todos los elementos de ε_t , uno podría escoger aplicar un *shock* sólo a un elemento, tal como, por ejemplo, el j -avo, y aislar el efecto de los otros *shocks* utilizando la distribución histórica de los errores o, en su defecto, alguna distribución dada. En dicho caso,

$$(6) \quad GI_x(n, \delta_j, \Omega_{t-1}) = E(x_{t+n} | \varepsilon_{jt} = \delta_j, \Omega_{t-1}) - E(x_{t+n} | \Omega_{t-1})$$

Si asumimos que ε_t sigue una distribución normal multivariada, se tiene que:

$$E(\varepsilon_t | \varepsilon_{jt} = \delta_j) = (\sigma_{1j}, \sigma_{2j}, \dots, \sigma_{mj})' \sigma_{jj}^{-1} \delta_j = \Sigma e_j \sigma_{jj}^{-1} \delta_j,$$

donde e_j es un vector $m \times 1$ que contiene un 1 como su elemento j -avo y ceros como elementos restantes. Por lo tanto, la función impulso-respuesta generalizada del efecto de un *shock* en la ecuación j -ava en t sobre x_{t+n} está dada por:

$$(7) \quad \left(\frac{A_n \Sigma e_j}{\sqrt{\sigma_{jj}}} \right) \left(\frac{\delta_j}{\sqrt{\sigma_{jj}}} \right), \quad n = 0, 1, 2$$

Al hacer $\delta_j = \sqrt{\sigma_{jj}^-}$, se obtiene la función de impulso-respuesta generalizada

$$(8) \quad \psi_j^g(n) = \sigma_{jj}^{-1/2} A_n \sum e_j, \quad n = 0, 1, 2$$